

Diferencias sociales de riesgo de muerte en la infancia¹

Juan Carlos Cid
Dirección de Estadísticas de Salta (DES)
y Universidad Nacional de Salta (UNSa)

Jorge A. Paz
Consejo Nacional de Investigaciones
Científicas y Técnicas (CONICET)
y Universidad del CEMA (UCEMA)

1 – Introducción

La mortalidad en la infancia ha estado disminuyendo de manera sistemática en todos los países del mundo, y muy marcadamente durante los últimos cincuenta años. Claro que este descenso no ha sido parejo ni tuvo por qué serlo. Si se toma un punto de partida y una tecnología médica dados, a los países o regiones que comienzan con un nivel más elevado de mortalidad les será menos complicado y costoso reducirlo. Opera para este fenómeno la ley de los rendimientos marginales decrecientes. Para las muertes durante el primer año de vida se presume que la asíntota de esta declinación se sitúa en 5 defunciones por cada mil nacimientos vivos. Es la denominada mortalidad biológica y que está ligada a problemas genéticos de muy difícil, sino imposible, resolución al menos en el corto o mediano plazo.

Lo anterior implica que toda mortalidad superior a ese límite del 5 por mil (siempre pensando en términos de niños que no cumplieron su primer año de vida) es sobremortalidad, y que puede ser disminuida, con grado de dificultad variable, atacando ciertas factores de riesgo que la generan. De todos estos factores aquí interesan particularmente los relacionados con las condiciones de vida de la población. La idea acerca de la factibilidad de reducción fue la que predominó en la 8ª Reunión Plenaria (setiembre de 2000) de la Asamblea General de las Naciones Unidas, la que incluyó en la Declaración del Milenio “haber reducido, para ese mismo año (2015), la mortalidad materna en tres cuartas partes y la mortalidad de los niños menores de 5 años en dos terceras partes respecto de sus tasas actuales.” Fue así como se estableció la meta 4, la que figura después de la reducción de la pobreza y la educación universal de los menores.

En el contexto latinoamericano la Argentina es un país con mortalidad en la niñez relativamente baja. No obstante, la distancia con la Meta del Milenio es considerable. Actualmente fallecen anualmente en la Argentina aproximadamente 13.300 niños menores de 5 años de edad. Para alcanzar la Meta propuesta por la Asamblea General de Naciones Unidas se deberían evitar 9974 defunciones anuales y se dispondría para tal tarea hasta el 2015. El Noroeste Argentino (NOA) es una de las regiones con mayor mortalidad del país. Su tasa de mortalidad infantil supera en un 15% el nivel nacional y la tasa de mortalidad de 1 a 4, está un 18% por encima del promedio nacional. Anualmente mueren en el NOA 2160 niños menores de 5 años y la meta para 2015 implicaría evitar la defunción de 1618 niños por año, aproximadamente. Para formarse una idea de la plausibilidad de la meta nótese que de cumplirse la meta del milenio deberían registrarse en el NOA 460 defunciones anuales de niños menores de un año. Si los nacimientos no cambian, la tasa de mortalidad infantil sería de un 5 por mil, que es la mortalidad biológica mencionada en el primer párrafo.

Un cálculo tan simple como los anteriores permite ubicar el problema tratado en este trabajo: La mortalidad de los menores de 5 años asciende en la Argentina al 19,1 por mil y en el NOA al 22,5 por mil. Si se fija la meta del 5 por mil, la media nacional está 3,8 veces por encima de dicha meta, mientras que el NOA está 4,5 veces por sobre ese nivel. La

¹ Los autores hacen expreso el agradecimiento a las Direcciones de Estadística de las provincias del Noroeste Argentino, a Eugenio Martínez (Universidad de San Francisco, Los Ángeles), a Jorge Rodríguez (Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía) y a Walter Sosa Escudero (Universidad de San Andrés).

pregunta que surge entonces: ¿Cuáles son los factores que explican esa sobremortalidad? ¿Qué potencia explicativa relativa tiene cada uno de ellos? ¿Cuáles son las políticas más fáciles de implementar desde el punto de vista del *policy maker*? ¿Cuál la más efectiva?²

Estas son las preguntas que operan como guía de esta investigación que se concentra en las seis provincias que componen el NOA: Catamarca, Jujuy, La Rioja, Salta, Santiago del Estero y Tucumán. El trabajo está organizado de la manera siguiente: en la próxima sección hacemos un breve repaso de la literatura sobre el tema con la intención de estructurar un marco conceptual para interpretar los hallazgos del examen empírico. En la sección 3 comentamos algunos aspectos relacionados con los datos y con la metodología empleada. La sección 4 presenta y discute los principales hallazgos a la vez que plantea las líneas de investigación prometedoras en estos temas. La sección 5 presentamos las conclusiones principales. Este trabajo contiene dos apéndices: uno de tablas y otro de gráficos.

2 – Repaso de la literatura

El debate sobre las causas del descenso de la mortalidad puede ser ordenado por el énfasis dado a las condiciones de vida, por un lado, y a las intervenciones en salud, por el otro.

Wagstaff (2000) produce estimaciones de las desigualdades sociales de muerte en la infancia en nueve países en desarrollo. Encuentra que las desigualdades en la mortalidad de los niños menores de 5 años son superiores a la observada en la mortalidad de lactantes y asimismo que las más elevadas corresponden a los dos países de América Latina incluidos en su muestra: Brasil y Nicaragua. Llama la atención que el primero es el país con la mayor desigualdad de ingresos de la región y que Nicaragua esté entre los países cuya desigualdad se muestra más refractaria al descenso (De Ferranti et al., 2004).

En Mosley y Chen (1984) y en Schultz (1985) se aborda el tema de los determinantes biológicos y sociales de la sobrevida en la infancia desde una perspectiva teórica. Esta literatura permite seleccionar las variables a incluir en los análisis causales. En especial, el primero de los dos trabajos mencionados muestra ser exitoso en su objetivo de conciliar marcos conceptuales provenientes del campo médico y del campo social, al introducir una variable de resultado que combina la morbilidad y la mortalidad (Hill, 2003). Por su parte, Schultz (1985) presenta las características básicas de un modelo empírico que permite estimar los determinantes de la salud en una población. Con algunas variantes, modelos de esta naturaleza son implementados en los estudios de mortalidad en América Latina y el Caribe (Bhem Rosas, 1990 y Guzmán, 1990a).

La reducción en la mortalidad en los primeros años de vida en América Latina y el Caribe fue muy marcada durante los últimos 50 años y se registró en todos los grupos sociales, siendo en algunos países (entre los que no está la Argentina) más acentuada en las poblaciones con mayores niveles iniciales de riesgo. Esto provocó una disminución de la brecha de mortalidad entre los grupos económica y socialmente más y menos favorecidos. Se sabe también que en estos países está en aumento la proporción de nacimientos en las categorías de menor riesgo relativo y que en este proceso tiene mucho que ver el avance de la sociedad en lo que a logros educativos se refiere, como así también a las disminuciones de los niveles de fecundidad y a la creciente urbanización (Bhem y Soto, 1990; Guzmán, 1990b; Schkolnik, 1990).

Los avances observados entre 1960 y 1990 están también relacionados con el desarrollo de la cobertura y la capacidad resolutoria de los sistemas de servicios de salud, especialmente en el área de programas especiales, como el de inmunización y el de rehidratación oral (OPS, 1994).

² No desconocemos la ambición casi irrealizable de la meta planteada. El Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía ha estimado que la mortalidad de la Argentina se situará en un 18,6 por mil en el quinquenio 2015-2020. Para esa misma institución la mortalidad actual (2000-2005) se sitúa en un 25,8 por mil. Se está planteando una caída nada despreciable de 7,3 puntos por mil en un período de 15 años.

Usando datos censales para una provincia del norte de la Argentina Cid (1994) encuentra que el porcentaje de mujeres en edad fértil con condiciones desfavorables para la supervivencia del niño ha disminuido marcadamente a lo largo de una década. Las madres con nivel educativo bajo pasaron del 38% al 21%, los hogares con necesidades básicas insatisfechas del 40% al 32% y los hogares residentes en zonas no urbanas, del 23 al 16%. Pero a la par de estas auspiciosas tendencias de largo plazo el autor encuentra que la paridez media de los grupos de mujeres de peor situación ha aumentado durante el período examinado por él.

Además, los diferenciales sociales de muerte en la infancia en América Latina y el Caribe persisten a pesar de los marcados descensos registrados durante las últimas décadas. Se advierte que los niveles de sobrevida en la infancia de los grupos pobres y excluidos son varias veces más bajos que los que arrojan las medias nacionales (Paz et al., 2004).

Esta circunstancia aparece como muy relevante dada la fuerte retracción de los niveles de vida ocurridos en los países latinoamericanos como consecuencia de las reformas estructurales durante la década de los noventa (ECLAC, 2003). Un ejemplo particularmente importante lo constituye la experiencia argentina. La mortalidad en los primeros años de vida ha venido disminuyendo en la Argentina, como así también la pobreza estructural. Pero la pobreza por ingresos se ha magnificado durante la segunda mitad de la década de los 90. Una de las consecuencias de la última gran crisis argentina (en la que la tasa de pobreza superó el 50%), fue la reducción del consumo de las familias en varios rubros, entre los que se encuentran los servicios de salud (Fizben et al., 2002). Es esperable que este hecho se refleje en la salud de la población en general y de los menores en particular.

Paz (1995) siguió la evolución de la mortalidad infantil en una unidad territorial pequeña (provincia de Salta, Argentina) y mostró que el descenso registrado desde 1940 hasta mediados de los ochenta fue importante y marcado, pero que este se había detenido hasta bien avanzados los noventa (las tasas de mortalidad infantil pasaron del 130 por mil en 1940 al 30 por mil en 1994). Cifras más recientes dan cuenta de una nueva caída que se inicia en la segunda mitad de los noventa, desembocando en el 20 por mil actual. Pero lo importante de ese estudio es el llamado de atención acerca de los factores que sostienen el elevado nivel de mortalidad de algunos grupos y que de no ser removidos se constituyen en un obstáculo para el logro de cualquier meta de salud o de bienestar.

Nuevamente aquí resulta importante resaltar los contrastes de mortalidad en la niñez en la Argentina entre regiones (y unidades administrativas menores) y causas de muerte. En Paz (1998a y 1998b) hay un intento de descomponer el descenso de la mortalidad en la niñez en la parte debida a factores económicos y sociales y en la debida a la educación de las mujeres. Se muestra allí que la mortalidad en la niñez de las regiones menos desarrolladas (noroeste y noreste) es más sensible a los cambios en el entorno socioeconómico. A esto debe agregarse que fueron estas regiones las que sufrieron más el impacto de los choques económicos ocurridos durante la década de los noventa.

Estudios recientes encontraron que a menudo, el sector salud se concentró en proveer servicios a sectores de medianos y altos ingresos, lo que contribuyó a reproducir las desigualdades sociales prevalecientes en la sociedad (OPS, 1998). Del análisis de tasas de mortalidad de países agrupados por nivel de desarrollo se ha observado que la mortalidad disminuyó más en los países que desarrollaron políticas sociales vigorosas y coherentes. En el interior de estos países se observan brechas más bajas entre los más pobres y los más ricos. La población en estos países ha tenido un mejor acceso al desarrollo social (OPS, 1994).

Esto no es sino una forma de mostrar que el crecimiento de la economía, si bien es una condición necesaria, no es suficiente para el logro de objetivos en salud. La mortalidad disminuye más allí donde mejor formulada está la política social y donde el sistema sanitario llega a una porción más amplia de la población, independientemente de los logros económicos alcanzado por los países.

3 – Datos y método

Los datos usados en este estudio provienen del Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas (en adelante, Censo 2001) realizado en la Argentina en noviembre de 2001. Comprenden a todas las mujeres residentes en el NOA, jefas de hogar y cónyuges entre 15 y 49 años de edad, que contestaron las preguntas 37, 38 y 39 del formulario censal y que tuvieron al menos un hijo nacido vivo. Las preguntas son: a) ¿Tuvo hijos o hijas nacidos vivos?; b) ¿Cuántos hijos e hijas nacidos vivos ha tenido en total?; c) ¿Cuántos hijos e hijas están vivos actualmente?

La información sobre el nivel educativo, la inserción en el mercado de trabajo, la cobertura de salud y las condiciones de vida ha sido tomada de la misma fuente censal. Además de los aspectos anteriores, que son los centrales para la presente investigación, se analizan otros ligados a la ubicación geográfica de los hogares y la presencia de población aborigen en ellos.

Desde el punto de vista metodológico, el trabajo está dividido en dos grandes partes: una descriptiva y otra en la que se estiman modelos de regresión cuyo objetivo principal es detectar la importancia relativa de los determinantes sociales de la sobrevivencia (o mortalidad) en la infancia.

En la faz descriptiva se apela continuamente a las diferencias observadas en los indicadores educativos, laborales, sanitarios y de condiciones de vida. Para el análisis de los determinantes de la mortalidad propiamente dichos se han estimado modelos de regresión de Poisson, dadas las características de la variable dependiente: hijos fallecidos por mujer. Las regresiones se estiman usando diversas especificaciones que difieren entre sí por la manera de definir nivel educativo, inserción laboral y bienestar o condiciones de vida. Las estimaciones se refieren siempre al conjunto de mujeres primero (entre 15 y 49 años de edad) y a las mujeres jóvenes luego (entre 15 y 34 años de edad).

A – Análisis descriptivo

Para la primera parte del análisis descriptivo se usó información del Programa Nacional de Estadísticas de Salud (MSyA, 2004a, 2004b, 2003 y 2001). Se computaron tasas usando los nacimientos, la población de menores de 5 años y las defunciones de este grupo de edad. El objetivo de esta primera parte es doble: capturar diferenciales de mortalidad infantil y en la niñez entre el NOA y el resto del país y evaluar la calidad de la información disponible que proviene de esta importante fuente de datos demográficos.

A partir de esta visión introductoria del problema se trabajó con los datos del Censo 2001. El cálculo de la mortalidad en los primeros años de vida se realizó aplicando la variante Trussell (1975) del método de Brass (1975), según el cual la proporción de hijos nacidos vivos que han fallecido pueden convertirse en probabilidades de muerte en la infancia a distintas edades. Los multiplicadores que se usaron para dicha conversión provienen de relacionar los datos sobre paridez media de las mujeres y la información del modelo Oeste de las tablas de Coale-Demeny.

Por problemas de captación del dato se recomienda usar información proveniente de las declaraciones de mujeres entre los 20 y los 34 años de edad para estimar la mortalidad de los niños entre el nacimiento y los 5 años de edad³. Dado que la mortalidad no sólo depende del riesgo de muerte en un momento del tiempo sino también del tiempo de exposición al riesgo, es necesario contar con alguna variable que permita controlar este efecto. Por los datos disponibles en el Censo 2001 se empleará la edad de la madre. Esta variable permite aproximar la edad de los hijos y contar con estimaciones de probabilidades de muerte (o supervivencia) hasta los 20 años (grupo de edad de las madres entre 45 y 49 años).

B – Análisis de regresión

³ La bibliografía especializada acepta que las mejores estimaciones de mortalidad, cuando se usa esta fuente, son las obtenidas a partir de la información suministrada por las mujeres entre 20 y 34 años de edad, que corresponden al riesgo de muerte entre el nacimiento y las edades 2, 3 y 5 años (Bhem y Soto, 1990; Guzmán, 1990b; UN 1990).

Posteriormente se procederá a especificar y estimar modelos que relacionen la mortalidad en los primeros años de vida con un conjunto de determinantes que incluye: características de la madre, de su pareja y del hogar como un todo.

Dadas las características de la variable dependiente usada en este trabajo, hijos fallecidos por mujer, se ha estimado un modelo de Poisson, el que puede ser representado por la siguiente ecuación:

$$E(Y) = S_i e^{X\beta}.$$

donde $E(Y)$ es el valor esperado de los hijos fallecidos y que depende de la variable S_i actúa como offset: influye en la respuesta media de manera directa, de la matriz X , los determinantes sociales de riesgo de muerte en la infancia, y de los parámetros β a estimar.

Estos últimos se obtienen por máxima verosimilitud. Las pruebas de significación de los parámetros estimados se realizan mediante el estadístico z y, por lo general, se contrasta la hipótesis nula de que el parámetro estimado es igual a cero. La bondad del modelo se comprueba por el denominado pseudo- R^2 , el que se define como la proporción de la reducción de las discrepancias entre el modelo *naïve* y el ampliado al introducir nuestros regresores. Se adelanta que nuestros pseudo- R^2 son bajos (nunca superiores al 10%), lo que no constituye una novedad en este tipo de estimaciones.

Con los parámetros estimados procedimos en dos direcciones. En primer lugar, realizamos ejercicios de estática comparativa imaginando los caminos con los que cuentan los Estados para actuar sobre la mortalidad en la infancia: educación, salud, trabajo y bienestar y cambiando los valores que generan diferenciales de riesgo de muerte en la infancia. Estos ejercicios son similares a los empleados en los estudios de discriminación en los mercados laborales⁴. En segundo lugar se identifican grupos de riesgo en función de las variables principales y se calcula el número de nacimientos y de defunciones que se producen en esos grupos. Esto permite incursionar en el análisis de las desigualdades sociales de riesgo de muerte al permitir ver la distribución desigual de nacimientos y defunciones.

4 – Resultados

A – La evolución de la mortalidad infantil en la Argentina y el NOA

La mortalidad infantil ha estado declinando ostensiblemente en la Argentina durante los últimos decenios. En el período que va de 1980 a 2003 cayó de un 33 a un 17 por mil, declinación similar a la registrada por la media mundial (17 puntos por mil), bastante menor que la experimentada por los países asiáticos (23) y latinoamericanos (27), y más elevada que la de los países de Europa occidental (8 por mil en promedio)⁵.

El valor alcanzado por la mortalidad infantil no es sino la coronación de un proceso de larga data. La declinación comenzó mucho antes y la tendencia apreciada entre 1980 y 2003 no fue la caída más estrepitosa de todas aquellas para las que se cuenta con información confiable. En el Gráfico 1 (Apéndice de Gráficos) puede verse el derrotero de la mortalidad infantil desde el quinquenio 1950-55 al 2000-05. Se observa que los descensos más importantes se produjeron en la década de 1970 y que a partir de allí los avances, si bien marcados, fueron cada vez de menor importancia. La Tabla 1⁶ permite apreciar cuál es la situación de la Argentina en el contexto de algunos países latinoamericanos. Su nivel comparativamente bajo es intermedio comparado con países con menores recursos pero que encararon políticas sociales agresivas para atacar los riesgos de muerte en la infancia, tales como Costa Rica y Cuba.

Este proceso de caída de la mortalidad en la niñez, o aumento de sobrevida en la infancia, fue acompañado por un descenso muy importante en las disparidades entre provincias. La

⁴ Véase Blinder (1973) y Oaxaca (1973) para ejemplos sobre esta metodología.

⁵ Cifras que fueron obtenidas de Naciones Unidas (2003).

⁶ Todos los gráficos y tablas a que se hacen referencia de aquí en más figuran en los respectivos apéndices)

convergencia hacia niveles menores es muy clara: si bien los niveles mínimo y máximo descendieron, el primero lo hizo menos que el segundo dando como resultado una diferencia menor entre ambos valores. A pesar de esta reducción generalizada de la mortalidad en los primeros años de vida y de la reducción más veloz en las jurisdicciones menos adelantadas en el proceso de transición, se aprecian aún fuertes disparidades entre regiones.

El Gráfico 2 muestra la evolución de la mortalidad infantil del promedio del NOA y se lo compara con la media nacional. La mortalidad en esta región es marcadamente mayor, a pesar de que se registraron ostensibles progresos desde la fecha en que comienza la serie analizada. También se aprecia convergencia de los niveles de mortalidad infantil entre las provincias del NOA (Gráfico 3). La disparidad intraregional ha venido cayendo y, por ende, fue disminuyendo también la dispersión de los niveles de sobrevivencia en la infancia. Este es un proceso natural a medida que las sociedades se desarrollan y modernizan.

Pero a pesar de esta convergencia persisten en la Argentina, como en otros países en desarrollo, marcados diferenciales entre regiones, dentro de las regiones y entre grupos sociales que deben generar preocupación en especial en aquellos encargados en diseñar políticas para la reducción de las disparidades sociales ante la muerte (Tabla 2). Estas diferencias macro esconden desigualdades de acceso a diversos servicios, entre los cuales se encuentran los que se analizarán aquí: educación, trabajo, salud y condiciones de vida. En realidad las disparidades regionales no son sino el reflejo de niveles de desarrollo diferentes que tienen a disiparse con el paso del tiempo pero que a la vez son susceptibles de mejoramiento más rápido y eficaz mediante el uso de sencillas medidas de política pública.

B – La situación según el Censo 2001

La Tabla 3 reporta la tasa de mortalidad en la niñez según las características socioeconómicas más relevantes que pueden llegar a conocerse con los datos del Censo 2001. En realidad, la relevancia estará determinada, como se verá en breve, por la significación de esas variables para explicar la mortalidad en los primeros años de vida.

La tabla permite ver, por ejemplo, que la mortalidad de los grupos más desfavorecidos de la población supera en más del doble a la registrada por los grupos con menor riesgo relativo. Tal es el caso de la probabilidad de morir de los niños nacidos de madres analfabetas (41 por mil) versus ese indicador para las madres que completaron el nivel medio (19 por mil). El grupo de mortalidad más elevada aporta el 5% de los nacimientos de la población total y el 9% de las defunciones. Si bien no es ese el grupo más importante numéricamente, proporciona un importante indicador de las desigualdades sociales de muerte en la infancia. La proporción mayor de mujeres está representada por las que completaron educación primaria, pero no pasaron este umbral educativo. Este grupo con una mortalidad del 26 por mil, aporta el 49% de los nacimientos del NOA y el 45% de sus defunciones. La ojiva que aparece como Gráfico 4 da cuenta de la desigualdad mencionada para el caso del nivel educativo. Este procedimiento puede aplicarse a las restantes variables indicadoras de la situación socio económica de la población.

Las brechas sociales de riesgo de muerte en la niñez son verdaderamente sorprendentes. Un ejemplo, la mortalidad de los grupos aborígenes supera en 26 puntos por mil la registrada para grupos no aborígenes. Otro: un niño que nace en un hogar sin cobertura sanitaria (obra social o plan médico) tiene 8,6 puntos por mil más de probabilidad de morir que otro que nace en un hogar con cobertura sanitaria. El último: un niño que nace en un hogar pobre tiene 13 puntos por mil más de chances de morir comparado con un niño que nace en un hogar no pobre.

Se muestran también en la Tabla 3 los niveles calculados para cada una de las provincias del NOA. Las discrepancias con respecto a las Estadísticas Vitales (EV, MSyA 2003) son importantes en Santiago del Estero y Tucumán, pero se aproximan muy bien en las demás provincias consideradas. Contrariamente a lo esperado, las tasas reportadas por las EV

arrojan valores más elevados que las encontradas con el método indirecto aplicado a los datos censales. Jujuy es la que aparece con la mortalidad más elevada y Tucumán con la más baja. La disparidad es de un 74%, muy elevada a juzgar por la cercanía geográfica de las provincias. La situación de Salta, muy cercana a la de Jujuy, es un tanto más preocupante por el tamaño relativo de su población: mientras que Salta aporta 1 de cada 4 nacimientos ocurridos en el NOA, Jujuy aporta 1 de cada 7. La provincia con mayor aporte es a la vez la que presenta la mortalidad más baja, lo que constituye una ventaja relativa para la media regional.

Si bien este análisis univariado es interesante en la medida en que permite apreciar diferenciales socio económicos de riesgos de muerte, tiene la desventaja de no permitir ver con claridad el efecto de cada variable sin efectos perturbadores. Por ejemplo, en los hogares aborígenes están sobrerrepresentadas las madres con muy bajo nivel educativo; además estos hogares residen en zonas rurales y no tienen posibilidad de acceder a otros servicios como el agua potable, lo que los convierte en hogares con pobreza estructural. Por suceder esto no podemos saber con exactitud si el diferencial de mortalidad que detectamos para este grupo responde básicamente a una cuestión de tipo étnica o más bien socioeconómica, tal como podría suceder con cualquier hogar independientemente de la lengua hablada o del origen indígena de sus ancestros.

C – Determinantes de la mortalidad en los primeros años de vida

En la Tabla 4 se presentan las variables incluidas en las regresiones, su definición y sus medias muestrales. Se analizó la mortalidad de los hijos de dos grandes grupos de madres: el más amplio, comprendido por mujeres entre 15 y 49 años de edad, y el grupo de las más jóvenes, entre 20 y 34 años de edad. La Tabla 5 muestra las regresiones del primer grupo.

La posición dentro del hogar de la mujer (jefa o cónyuge), no tiene efecto alguno en la probabilidad de sobrevivencia de los niños. Este resultado es importante para la política pública ya que se ha venido insistiendo en los últimos años acerca de la conveniencia de orientar los subsidios a las familias pobres asegurándose que sea la mujer quien los reciba. Las investigaciones de las que surgen este tipo de recomendaciones se basaron en estudios que mostraban que las mujeres tienen en cuenta más que los hombres el bienestar de los niños⁷.

La mayor educación materna, por el contrario, reduce monótona y marcadamente la probabilidad de morir de los niños. La fuerza de la reducción comienza a hacerse importante a partir de los 4 años de escolaridad formal, pues el grupo de las que asistieron sólo hasta tercer grado no muestra un impacto significativamente diferente al que provoca el grupo de base: madres analfabetas. Si bien este resultado ya se había encontrado antes en el análisis de tipo descriptivo, resulta interesante notar que los niveles educativos mayores de las madres generan reducciones cada vez más fuertes de la probabilidad de morir de los niños. Este hallazgo no va en la dirección de lo que muestra la literatura. Los supuestos rendimientos decrecientes de los niveles educativos más altos no aparecen en el NOA. Por el contrario, se observan beneficios que crecen en términos relativos a los niveles más elevados de educación.

La educación de las madres es mucho más importante que la educación paterna. Si la atención se pone sobre los niveles educativos significativamente distintos de cero para ambos (7 a 11 años y 12 y más) se aprecia que la probabilidad de morir duplica y quintuplica, respectivamente, el impacto que produce la educación paterna. Cabe destacar que esta última aparece con signo positivo y significativo para el nivel educativo 1 a 3 años. Esto indica que los niños cuyos padres pertenecen a este grupo educativo tienen unas chances de vivir menores que los de los padres que no asistieron nunca a la escuela. Este hallazgo resulta difícil de explicar con los datos que se manejaron para esta investigación, pero resulta muy sugestivo y debe tenerse en cuenta en investigaciones ulteriores.

⁷ Véase por ejemplo PNUD (1996) y Ranis et al. (2000).

De la inserción ocupacional la única variable significativamente distinta de cero es pareja ocupado/a. Pero resulta extraño el que el signo opere en el sentido contrario a la intuición: los niños nacidos en hogares en los que la pareja de la madre está ocupada, tienen una chance de sobrevivir menor que aquellos otros que nacen en los hogares en que esta pareja está inactiva. Una explicación posible consiste en la diferencia en el tiempo entre el dato brindado por el Censo 2001 y el período al cual se refiere el indicador de mortalidad con el que estamos trabajando. Otra argumentación posible: la pareja inactiva opera como una ayuda para el hogar. Los estudios que pudieron controlar por ayuda encuentran un efecto fuerte y negativo sobre la probabilidad de muerte en la infancia.

La cobertura en salud es un factor importante que reduce la probabilidad de muerte de los niños. El impacto es mayor que el que podría lograrse con un nivel educativo más elevado de la pareja de las madres. Este resultado va en la dirección de lo esperado, pero igualmente llama la atención por lo avanzado de la transición demográfica de la Argentina. El que exista al menos una región en la que la cobertura en salud siga siendo determinante del riesgo de muerte en la infancia es un indicador de lo mucho que resta por hacer en materia de combate a la mortalidad.

La variable pobreza, medida aquí por el *índice de privación material*, es una de las cuatro (junto con educación, inserción laboral y salud) que tiene mayor importancia dados los objetivos del estudio. Los resultados para el total de mujeres (15 a 49 años de edad) muestran que el estado que genera menores riesgos de mortalidad es, naturalmente, hogar no pobre. ¿Qué sigue a lo anterior? Que el ser pobre sólo por activos patrimoniales (pobreza estructural) o sólo por flujo de ingresos corrientes (pobreza coyuntural) constituye una ventaja frente a la alternativa de reunir los dos tipos de pobreza: pobre extremo – categoría base. Pero lo llamativo es que de los dos estados de pobreza considerados, el hogar que sólo es pobre por activos tendría una mortalidad menor que el sólo pobre por ingreso, siempre con respecto a la categoría basal. Este resultado es importante mirado desde la política pública. Nos estaría diciendo que un programa de vivienda, por ejemplo, contribuiría menos a la reducción de la mortalidad en la niñez, que una política asistencial consistente en proveer un subsidio a familias de bajo ingreso.

La presencia de al menos un aborigen en el hogar está sistemática y positivamente relacionada con la probabilidad de muerte en los primeros años de vida⁸. También aumenta esa probabilidad el que la madre sea nativa del lugar en el que fue censada. Por su parte, los niños nacidos en hogares que habitan en una zona clasificada aquí como “rural agrupado” tienen menos chances de sobrevivir que aquellos otros iguales en todo, pero que nacieron en un hogar que habita una zona rural dispersa. Este es un hecho curioso y, hasta podría decirse, contrario a la intuición. Se sabe que con la urbanización aumenta la probabilidad de diseminación de enfermedades infecciosas y parasitarias, pero que ello se ve más que compensado en términos de mortalidad, con el acceso a más y mejores servicios de salud, como así también a servicios de otro tipo, tales como agua de red y gas. Esto podría explicar el signo negativo de la variable urbano en nuestras regresiones y también, aunque más no sea en parte, el signo positivo de rural agrupado. Esta último tipo de región o asentamiento podría estar reflejando la conjunción de las desventajas de las zonas urbanas con las desventajas de las zonas rurales dispersas: mayor probabilidad de propagación de enfermedades y falta de acceso a los servicios de salud indispensables. Mencionamos sólo este tipo de servicios, pues los demás (agua, gas y educación, por ejemplo) están controlados con otras variables incluidas en la regresión.

Para incluir el efecto “provincia de residencia” se han incluido cinco *dummies*, dejando a Tucumán como la categoría de base. Encontramos que la mortalidad en todas es mayor que la registrada en Tucumán. Jujuy y Salta son las que muestran la mortalidad más elevada del NOA⁹. Se aprovecharon también estas *dummies* para capturar efectos de interacción entre hogar aborigen y provincia de residencia. Por el signo de la variable “hogar con aborigen” se había concluido que los niños nacidos en hogares aborígenes tenían una

⁸ Esto ya lo habíamos planteado en un trabajo previo (Cid y Paz, 2004).

⁹ Esto ya se había detectado en el examen descriptivo.

probabilidad de sobrevivir menor que otros nacidos en hogares no aborígenes. No obstante se sospechó que este efecto sería diferencial según el lugar de residencia de esos aborígenes. Los signos y la significación de los términos de interacción parecen confirmar esa sospecha. El grupo de aborígenes salteños es el único de todos que aparece con una probabilidad de muerte mayor que la categoría de base. Es decir, que los niños aborígenes, asentados principalmente en el chaco de la provincia de Salta, tienen un riesgo adicional de muerte no explicable por ninguna de las variables incluidas en este estudio sino por la simple conjunción de esas características.

La Tabla 6 contiene los resultados de una regresión idéntica a la anterior excepto por la muestra considerada: se incluyen aquí sólo las mujeres entre 20 y 34 años de edad. El objetivo de esta restricción muestral es doble: por un lado, eliminar aquel sector de la población en el que existe un peligro mayor de registro defectuoso de los datos sobre hijos nacidos vivos – hijos actualmente vivos (mujeres entre 15 y 19 años de edad); por otro, eliminar al grupo que proporciona datos muy lejanos en el tiempo a la fecha censal (mayores de 34 años). Esto último tiene sentido en la medida que los estados sociales sobre los que da cuenta la mujer, el hogar y su pareja, están referidos a la fecha del censo, mientras que los datos de supervivencia a las lejanas fechas en que se produjo el acontecimiento de interés: la defunción. Además este grupo de mujeres (20 a 34 años de edad) nos informan acerca de la mortalidad en los primeros años de vida, que es la que suponemos tiene una dependencia mayor con factores socio-ambientales.

Los resultados obtenidos no difieren demasiado de los encontrados para el total de mujeres. Entre los más generales y menos importantes por los objetivos de esta investigación mencionaremos los siguientes: edad, condición de migración, lugar de residencia, condición étnica e interacción provincia de residencia- condición étnica. Como era de esperar al acotar el rango de edades, la edad como factor de riesgo de muerte en la infancia pierde significatividad estadística. Pierde importancia también el hecho de que el hogar esté en una zona rural agrupada y que sea un hogar aborígen. Por el contrario, conservan significación la condición de migración, la provincia de residencia, la interacción condición étnica – provincia cuando el hogar es aborígen y reside en la provincia de Salta.

De las variables más importantes de este estudio puede observarse lo siguiente. La educación de las madres y de sus parejas opera con el signo esperado, pero el impacto sobre la mortalidad es más débil que el observado para el total de mujeres. Por el contrario, la condición de actividad de la pareja muestra una fuerza mayor para los hijos de las madres más jóvenes y opera en la dirección más bien contraintuitiva: pareja ocupada – mayor riesgo de muerte de los niños. También resulta más importante para la sobrevivencia de los niños de madres jóvenes la cobertura en salud. Este resultado puede tener que ver con la edad de los niños fallecidos para la muestra de madres jóvenes. Se sabe que la mortalidad en los primeros años de vida es muy sensible a medidas de atención primaria, por lo que la cobertura de una obra social o plan médico puede ser más importante para combatir la mortalidad de los niños pequeños que la de los jóvenes y adolescentes.

La condición de no pobreza de un hogar muestra ser más importante para el grupo de madres más jóvenes. La mortalidad de los hijos de estas mujeres se muestra también más sensible al cambio de estado de pobre extremo a pobre estructural. La situación de pobreza coyuntural muestra un efecto similar al hallado para el grupo de mujeres entre 15 y 49 años de edad.

Una conclusión de carácter general que surge de comparar ambas estimaciones es la siguiente: la mortalidad en las edades tempranas es sensible a menos variables que la mortalidad de los niños de edades tempranas y más avanzadas, pero aquellas variables que conservan su importancia tienden, por lo general, a provocar impactos más fuertes sobre la sobrevivencia de los más pequeños, mostrándose de esta manera más vulnerables a ciertos cambios. Tal es el caso de la cobertura en salud, la condición de ocupación del padre y el bienestar/carencia medido por los indicadores de privación.

D – Grupos de riesgo

Uno de los usos posibles de los parámetros estimados y comentados en el apartado anterior es la predicción del valor esperado de la probabilidad de morir de los niños, dadas ciertas características de su madre, de la pareja que la acompaña, del hogar y de la provincia de residencia. En este apartado construimos a manera de ejemplos dos casos polares de riesgo y calculamos la probabilidad de muerte de los niños para esos grupos.

El primer grupo está pensado para una madre analfabeta, que no está cubierta por seguro de salud ni plan médico y que vive en un hogar bajo condiciones de pobreza extrema. Estos son los factores específicos considerados, dado que el resto de las variables son evaluadas en sus medias muestrales (ver Tabla 4). Un niño nacido de una mujer con las características mencionadas, presenta una probabilidad de muerte del 87,5 por mil si tiene entre 15 y 49 años de edad y del 61,2 por mil si tiene entre 20 y 34.

El grupo situado en el otro extremo de la estructura social está conformado por una madre que completó la educación secundaria, que tiene cobertura de seguro de salud o plan médico y que no es pobre, estando las demás variables representadas por sus medias muestrales. Los niños nacidos de una madre con estas características tienen una probabilidad de morir del 9,2 por mil (entre 15 y 49 años de edad) y del 6,6 por mil (entre 20 y 34 años de edad).

Si bien la distancia a la meta del milenio del 5 por mil está lejana aún, en especial para el grupo de mujeres entre 15 y 49 años de edad, no deja de sorprender que las diferencias sólo en educación, acceso a la salud y nivel mínimo de bienestar, marquen una disparidad de riesgo de muerte tan pronunciada: en ambos casos la mortalidad del grupo más desfavorecido supera en más de 9 veces a la del grupo más favorecido de la sociedad. Son distancias verdaderamente siderales dado el estado de avance de la medicina y del logro en lo atinente al desarrollo de las fuerzas productivas sociales.

E – Ejercicios de estática comparativa

Como en cualquier ejercicio teórico, el anterior es útil para fijar bandas de variación de nuestra variable de interés, aunque no resulta descabellado imaginar personas reales ejerciendo el rol de los actores sociales descriptos: mujeres analfabetas, no cubiertas por el sistema de salud y en situación de pobreza extrema, por ejemplo. Usando la lógica empírica del ejercicio realizado en el apartado anterior se procederá en éste a plantear la sensibilidad de la mortalidad en la niñez ante políticas públicas que actúen en cada una de las dimensiones sobre las que se puso énfasis en este trabajo: educación, salud y bienestar. La dimensión “trabajo” o inserción ocupacional ha sido dejada de lado dada su escasa importancia para marcar diferenciales, detectada en el análisis de regresión.

En el cuadro siguiente se muestra la eficacia de cada clase de política cuando las condiciones a las que se enfrenta el *policy maker* son los promedios observados en la muestra para el conjunto de mujeres en edad de procrear por un lado, y las jóvenes entre 20 y 34 años de edad, por otro:

Tipo de política	Dimensión	Mujeres 15 y 49	Mujeres 20 y 34
Política 1a:	Todas completan educación primaria	2,4	1,4
Política 1b:	Madres y parejas completan educación básica	2,9	1,9
Política 1c:	Madres y parejas completan educación media	13,1	9,1
Política 2:	Todos los hogares son cubiertos en salud	0,6	1,8
Política 3a:	Se elimina pobreza coyuntural	1,8	1,2
Política 3b:	Se elimina pobreza estructural	1,2	1,1
Política 3c:	Se elimina pobreza extrema	7,3	6,7
Política 3d:	Se elimina todo tipo de pobreza	9,4	8,2

La sensibilidad del grupo amplio de mujeres es mayor debido quizá al mayor nivel de mortalidad con el que se enfrenta. Pero la importancia de las políticas es similar en ambos grupos. La educación media universal y la eliminación de la pobreza aparece como las políticas más importantes para reducir la mortalidad en la infancia. La educación de madres

y parejas haría bajar la mortalidad vigente en 13 puntos por mil y la erradicación de todo tipo de pobreza sin otro tipo de cambio, en 8,2 puntos por mil. Para apreciar la importancia de este logro basta compararlo con el proveniente de cubrir a toda la población con un seguro de salud (0,6 puntos para toda la población femenina y el mucho más elevado 1,8 puntos por mil para las más jóvenes) o de hacer que la población analfabeta y con menos de primario complete ese nivel.

Si el ataque de la política pública apunta a todas las dimensiones conjuntamente pero no con demasiada ambición (por ejemplo pensando sólo la educación básica completa para mujeres), la mortalidad de los hijos de mujeres entre 15 y 49 años de edad pasaría del 26,4 por mil registrado al 15,1 por mil; mientras que para las más jóvenes una política de esa naturaleza haría retroceder las defunciones de niños del 21 por mil registrado al 11 por mil. Nótese que las políticas no muestran ser descabelladas ni de difícil cumplimiento. La educación básica es obligatoria y el ejercicio se realizó suponiendo que toda la población femenina, independientemente del grupo de edad, termine este nivel de enseñanza. La cobertura en salud es una meta no demasiado costosa y completamente factible. Tal es así que la provincia de Salta ha implementado ya un programa destinado a proporcionar cobertura médica al conjunto de la población y a los sectores de bajos recursos en particular. La eliminación y erradicación de la pobreza es si se quiere el más ambicioso de todos, a juzgar por el elevado volumen al que ha ascendido la pobreza en los últimos años.

Lo interesante del enfoque aquí adoptado reside en su carácter multidimensional. Advierte la importancia de trascender el fenómeno estrictamente sanitario y llama la atención acerca de la necesidad de actuar en áreas tales como educación, vivienda y programas antipobreza para atacar un fenómeno socialmente inaceptable como lo es la desigualdad social del derecho a la vida.

F – Qué hacer de aquí en más

Hay varios puntos que quedaron sin tratar en esta primera aproximación al estudio de los diferenciales sociales de la mortalidad en el NOA. Entre ellos destacamos los siguientes:

Análisis de los determinantes de las diferencias entre provincias: ¿por qué provincias con un muy similar nivel de desarrollo económico, social y sanitario presentan divergencias tan pronunciadas en una variable que depende crucialmente de estos determinantes? ¿Está la diferencia explicada por diferencias en los determinantes o en la probabilidad que ese determinante genera?

El modelo de regresión de Poisson, si bien recomendado para este tipo de análisis, presenta como principal problema el supuesto de varianza igual a la media, supuesto que de no cumplirse (de haber sobredispersión o subdispersión) está sesgando el valor de los parámetros estimados. Para tener una idea acerca de la existencia o no de sobredispersión se ha corrido la regresión binomial negativa y se ha calculado el siguiente estadístico de prueba: $G^2 = 2(\ln L_{MBN} - \ln L_{MRP})$. El valor de este estadístico fue siempre muy elevado y significativo, con lo que existe evidencia de sobredispersión y sería preferible optar por el modelo binomial negativo en lugar del modelo de Poisson¹⁰. En las regresiones de la forma binomial negativa que estimamos, las diferencias encontradas se refieren a la significación de la posición en el hogar y a la condición de actividad de las madres: el ser jefe de hogar aumenta la probabilidad de muerte del niño y el hecho de trabajar la reduce. Estos hallazgos podrían robustecerse con un examen más profundo del problema de la sobredispersión del modelo de Poisson.

No se ha profundizado aquí los aspectos ligados a la inserción ocupacional de las mujeres y la de sus parejas. Este es un tema que si bien no ha recibido abundante evidencia empírica¹¹, debe ser incluido de alguna manera en los estudios de mortalidad diferencial. Lo

¹⁰ Este comentario es válido para los dos modelos: el de mujeres entre 15 y 49 años y entre 20 y 34 años.

¹¹ Los estudios empíricos muestran impacto bajo de los indicadores de clase social sobre la mortalidad en los primeros años de vida. Véase por ejemplo Guzmán (1990).

positivo acerca de este tema es la disponibilidad de información pertinente en el Censo 2001. Existe un importante módulo sobre actividad económica y se incluyen las dos preguntas más importantes para capturar estratificación social: ocupación y condición de actividad. Este es un tema prioritario en la agenda para futuras investigaciones.

Por último, pero no por ello menos importante, los métodos de estimación indirecta, como el empleado en este trabajo, permiten realizar un seguimiento de la mortalidad a lo largo del tiempo en un período cercano a del censo de población. Podría hacerse este trabajo y evaluar en qué medida evolucionaron los indicadores, desagregados por grupos sociales relevantes. También podría plantearse la comparación con los otros censos de población, lo que requeriría de un trabajo arduo de recolección de datos.

5 – Conclusiones

En este trabajo se han analizado algunos aspectos de la mortalidad en los primeros años de vida en seis provincias del NOA usando datos provistos por el último Censo Nacional de Población, Hogares y Vivienda (Censo 2001). Se ha trabajado con las declaraciones de 436.836 mujeres jefas de hogar o cónyuges con al menos un hijo nacido vivo y también se han efectuado estimaciones para 193.306 mujeres más jóvenes (entre 20 y 34 años de edad).

La mortalidad ha estado descendiendo en todo el territorio nacional desde hace ya unas cuantas décadas. Preocupa sin embargo las aún fuertes y marcadas disparidades entre regiones, entre provincias dentro de una misma región, o entre grupos sociales dentro de una misma provincia. Por ejemplo, la mortalidad de los niños nacidos de madres con un bajo nivel educativo (menos que primaria) duplica a la que se registra entre los hijos de mujeres que lograron completar la educación secundaria. Estas disparidades inadmisibles ya que responden a factores extra biológicos, complican el logro de la cuarta meta del milenio: reducir en tres cuartos la mortalidad de los menores de 5 años hasta el año 2015.

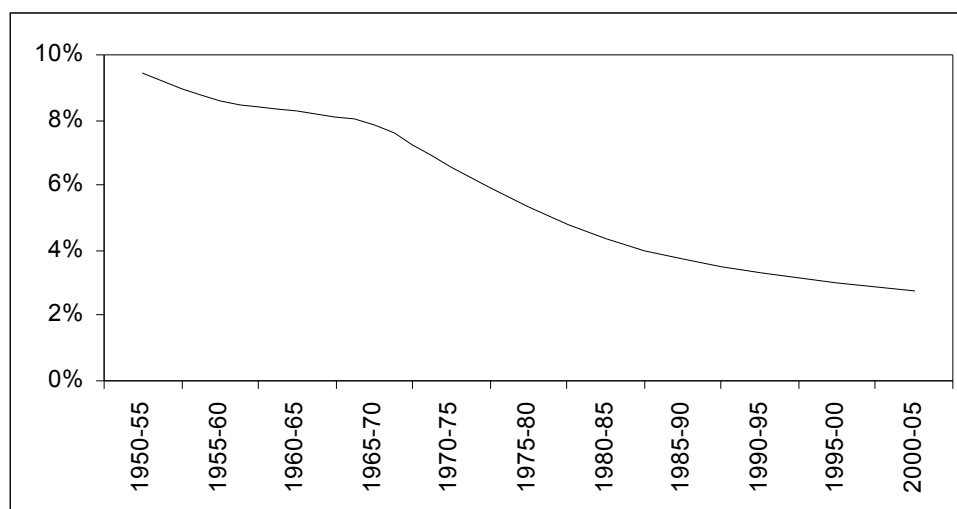
De los factores socioeconómicos que determinan el nivel de la mortalidad en los primeros años de vida se concentró el análisis en los relacionados con la educación (materna y de la pareja de la madre), la salud, la inserción ocupacional y las condiciones de vida. De todos ellos, el más débil para explicar diferenciales de sobrevida resultó ser la condición de actividad económica. Los otros tres, educación, salud y condiciones de vida, demostraron ser determinantes a tener muy en cuenta en el momento de diseñar políticas de combate de la mortalidad en los primeros años de vida.

De todos esos factores, la educación media universal y la erradicación de todo tipo de pobreza (tanto estructural, por ingreso, como por ambas formas de pobreza) son las medidas con mayor impacto en la sobrevida en la infancia. Aún sin que se modifiquen las condiciones restantes, el primer tipo de logro haría descender en 13 puntos por mil la mortalidad en los primeros años de vida, mientras que la eliminación de la pobreza provocaría una reducción de 9,4 puntos por mil el nivel actual de la mortalidad en la niñez. Claro que se trata de logros un tanto utópicos comparados con otros objetivos más realistas y menos onerosos en términos de movilización de recursos: la educación básica para todos y la cobertura universal de la salud. Los datos del Censo 2001 revelan que un 19% de las mujeres entre 15 y 40 años de edad tienen una educación menor a la primaria completa, que el 49% no está asociada a un servicio de emergencia médica o a un plan de salud privado, mutual o afiliada a una obra social y que más del 65% experimentan algún tipo de pobreza de las analizadas en este trabajo.

Este grupo de mujeres es el responsable de una buena parte de la mortalidad de los niños debida a causas de muerte fácilmente evitables con la tecnología médica actual y disponible. Se ha visto en este trabajo que los contrastes llevan a extremos verdaderamente inadmisibles: un niño nacido de una mujer en una de las tantas situaciones social y económicamente desventajosas tiene una probabilidad de morir cercana al 90 por mil, mientras que un niño similar en todo pero que nació de una mujer en una de las mejores situaciones social y económica, registra una probabilidad de fallecimiento del 9 por mil.

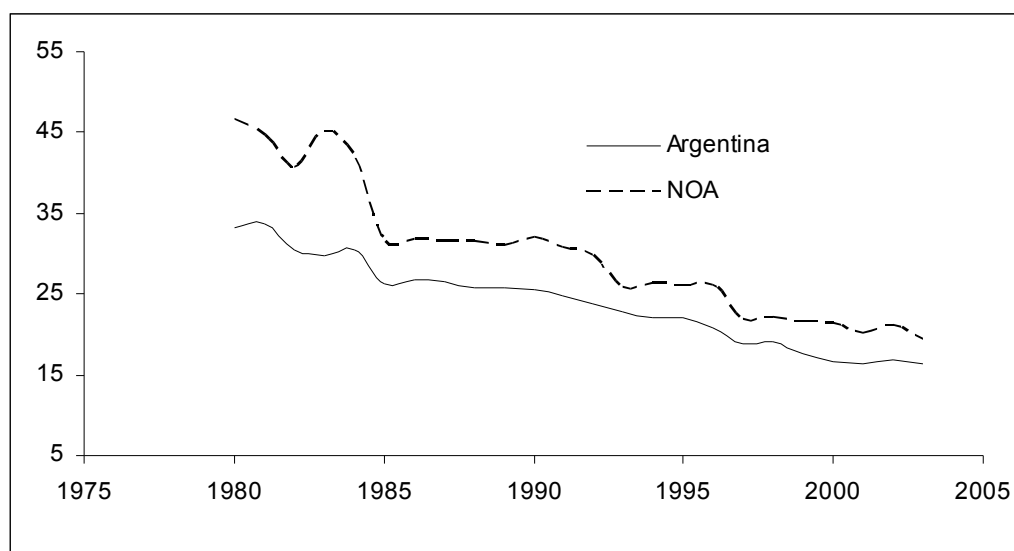
Apéndice de Gráficos

Gráfico 1 – Argentina 1950-55 a 2000-05, hombres
Probabilidad de morir antes del 5º aniversario (${}_5q_0$)



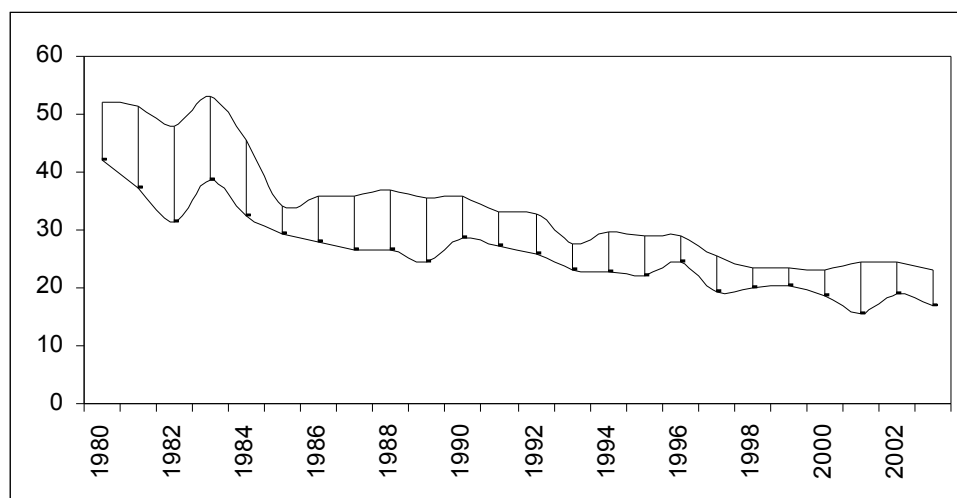
Fuente: CELADE: www.eclac.org, Tablas de mortalidad.

Gráfico 2 – Argentina y NOA 1980-2003, ambos sexos
Mortalidad infantil (q_0)



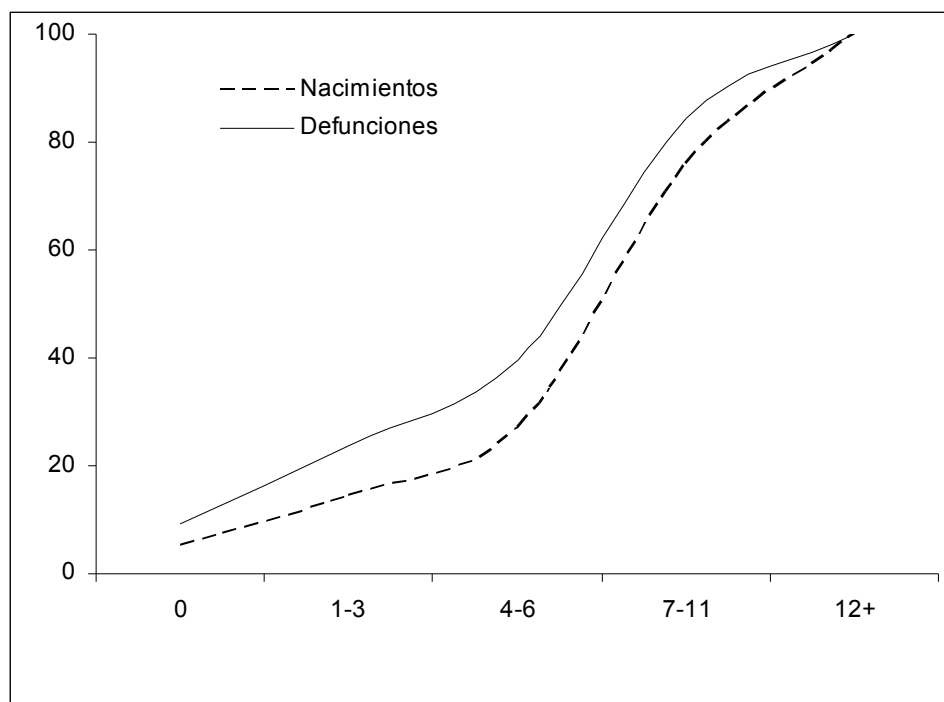
Fuente: MSyA (2004)

Gráfico 3 – NOA 1980-2003, ambos sexos
Mortalidad infantil (q_0) por provincia – Máximos y mínimos



Fuente: MSyA (2004)

Gráfico 4 – NOA, cerca de 1993
Porcentaje acumulado de nacimientos y defunciones por nivel educativo de las madres



Fuente: Construcción propia con datos del Censo 2001.

Apéndice de tablas

Tabla 1

Mortalidad infantil para países seleccionados - Ambos sexos (1980-2005)

Países	1980-1985	1985-1990	1990-1995	1995-2000	2000-2005
Argentina	32,2	27,1	24,4	21,8	15,0
Bolivia	109,2	90,1	75,1	66,7	55,6
Brasil	63,3	52,4	42,5	34,1	27,3
Chile	23,7	18,4	14,1	11,5	8,0
Cuba	17,0	12,9	10,0	7,5	7,3
Paraguay	48,9	46,7	43,3	39,2	37,0
Uruguay	33,5	22,6	20,1	17,5	13,1
América Latina	56,9	47,2	38,9	32,7	27,4

Fuente: Naciones Unidas (2003).

Tabla 2

Argentina, trienio 2000-2003 - Mortalidad infantil por regiones

Valores máximo mínimo y diferencias

Regiones	Media	Mínimo	Máximo	Diferencias	
				Dentro	Entre*
Buenos Aires	12,7	9,4	16,3	6,9	1,0
Cuyo	16,4	11,1	20,2	9,1	3,7
Noreste	24,1	19,6	30,4	10,7	11,4
Noroeste	20,4	15,5	24,5	9,0	7,8
Pampeana	14,7	12,4	17,2	4,9	2,1
Patagonia	13,7	8,4	17,7	9,3	1,0

** Usamos Buenos Aires como base para las comparaciones*

Fuente: MsyAS (2003)

Tabla 3
NOA, cerca de 1993
Probabilidad de morir antes del 5 aniversario, total de mujeres nacimientos y defunciones en cada grupo

Variable/Categoría	5Q_0 (por mil)	Riesgo relativo	Mujeres	Nacimientos	Defunciones
Educación de las madres			100,0	100,0	100,0
0	40,9	2,2	3,6	5,3	9,2
1-3	40,7	2,2	6,1	9,0	14,5
4-6	33,3	1,8	9,6	12,7	15,9
7-11	26,0	1,4	48,3	48,9	44,9
12 y más	18,9	1,0	32,3	24,1	15,5
Educación de pareja			100,0	100,0	100,0
0	38,3	2,1	3,5	4,8	7,5
1-3	37,4	2,0	7,9	11,3	16,9
4-6	33,4	1,8	10,2	12,6	14,8
7-11	25,6	1,4	50,4	50,1	47,0
12 y más	18,3	1,0	28,0	21,2	13,7
Cobertura en salud			100,0	100,0	100,0
No tiene	29,8	1,4	49,2	45,6	39,2
Tiene	21,2	1,0	50,8	54,4	60,8
Condición étnica			100,0	100,0	100,0
Aborígen	51,0	2,1	4,2	5,0	9,6
No aborígen	24,6	1,0	95,8	95,0	90,4
Pobreza			100,0	100,0	100,0
Pobre extremo	31,6	1,7	37,2	28,9	21,1
Pobre estructural	28,8	1,5	13,9	15,7	13,4
Pobre coyuntural	21,0	1,1	17,0	14,5	16,9
No pobre	18,7	1,0	32,0	40,9	48,6
Provincia de residencia			100,0	100,0	100,0
Catamarca	25,2	1,3	7,2	7,1	6,6
Jujuy	33,7	1,7	13,9	14,0	18,3
La Rioja	21,7	1,1	6,7	6,4	5,5
Salta	33,2	1,7	24,0	24,8	31,6
Santiago del Estero	21,9	1,1	17,2	18,5	16,1
Tucumán	19,3	1,0	31,0	29,2	21,9

Fuente: Cálculos propios con datos del Censo 2001.

Tabla 4
Definición y media de las muestras analizadas

Variable/categoría	Tipo	Valores	Mujeres 15-49	Mujeres 20-34
Posición en el hogar				
Jefe	<i>Dummy</i>	= 1	0,0755	0,0702
Cónyuge		= 0		
Edad	Intervalo	Años (A)	35,3259	28,1326
Edad al cuadrado	Intervalo	A x A	1314,1870	807,0370
Educación de las madres				
0		=0		
1-3	<i>Dummy</i>	=1	0,0529	0,0355
4-6	<i>Dummy</i>	=1	0,0963	0,0898
7-11	<i>Dummy</i>	=1	0,4826	0,5177
12 y más	<i>Dummy</i>	=1	0,3234	0,3260
Educación de pareja				
0		=0		
1-3	<i>Dummy</i>	=1	0,0791	0,0553
4-6	<i>Dummy</i>	=1	0,1019	0,0952
7-11	<i>Dummy</i>	=1	0,4709	0,5046
12 y más	<i>Dummy</i>	=1	0,2800	0,2897
Condición de actividad madre				
Ocupada	<i>Dummy</i>	=1	0,3132	0,2559
Desempleada	<i>Dummy</i>	=1	0,1518	0,1696
Inactiva		= 0		
Condición de actividad de pareja				
Ocupado/a	<i>Dummy</i>	=1	0,7467	0,7669
Desempleado/a	<i>Dummy</i>	=1	0,1337	0,1346
Inactivo/a		= 0		
Cobertura en salud				
Tiene	<i>Dummy</i>	=1	0,4915	0,4086
No tiene		= 0		
Condición étnica				
Hogar con aborígenes	<i>Dummy</i>	=1	0,0418	0,0435
Hogar sin aborígenes		= 0		
Pobreza				
No pobre	<i>Dummy</i>	=1	0,3478	0,2850
Pobre coyuntural	<i>Dummy</i>	=1	0,1299	0,1068
Pobre estructural	<i>Dummy</i>	=1	0,1588	0,1845
Pobreza extrema		= 0		
Condición de migración				
Nativo	<i>Dummy</i>	=1	0,9082	0,8692
Migrante		= 0		
Lugar de residencia				
Urbano	<i>Dummy</i>	=1	0,7984	0,7835
Rural agrupado	<i>Dummy</i>	=1	0,0664	0,0711
Rural disperso		= 0		
Provincia de residencia				
Catamarca	<i>Dummy</i>	=1	0,0724	0,0727
Jujuy	<i>Dummy</i>	=1	0,1385	0,1396
La Rioja	<i>Dummy</i>	=1	0,0672	0,0690
Salta	<i>Dummy</i>	=1	0,2397	0,2490
Santiago del Estero	<i>Dummy</i>	=1	0,1724	0,1757
Tucumán		= 0		
Interacción Aborigen - Provincia				
Catamarca - Aborigen	Interacción	=1	0,0017	0,0016
Jujuy - Aborigen	Interacción	=1	0,0132	0,0132
La Rioja - Aborigen	Interacción	=1	0,0013	0,0013
Salta - Aborigen	Interacción	=1	0,0171	0,0193
Santiago del Estero - Aborigen	Interacción	=1	0,0025	0,0025
Tucumán - No aborigen		= 0		

Fuente: Cálculos propios con datos del Censo 2001.

Tabla 5
Regresiones de Poisson – Todas las mujeres 15–49 años

Variable dependiente: Hijos fallecidos

Variables/Categorías	Coef.	EER	Tasas de incidencia		
			Media	LI	LS
Posición en el hogar					
Jefe	0,035	0,025	1,035	0,986	1,087
Edad	0,171 ***	0,008	1,186	1,168	1,204
Edad al cuadrado	-0,002 ***	0,000	0,998	0,998	0,998
Educación de las madres					
1-3	-0,012	0,031	0,988	0,929	1,050
4-6	-0,170 ***	0,029	0,843	0,797	0,893
7-11	-0,585 ***	0,027	0,557	0,528	0,588
12 y más	-1,325 ***	0,037	0,266	0,247	0,286
Educación de pareja					
1-3	0,126 ***	0,033	1,134	1,064	1,209
4-6	0,015	0,033	1,015	0,951	1,084
7-11	-0,203 ***	0,032	0,817	0,767	0,869
12 y más	-0,244 ***	0,023	0,783	0,749	0,820
Condición de actividad madre					
Ocupada	-0,018	0,018	0,982	0,948	1,018
Desempleada	-0,027	0,020	0,973	0,936	1,012
Condición de actividad de pareja					
Ocupado/a	0,165 ***	0,021	1,179	1,131	1,229
Desempleado/a	-0,015	0,026	0,985	0,935	1,037
Cobertura en salud					
Tiene	-0,043 ***	0,016	0,958	0,929	0,987
Condición étnica					
Hogar aborigen	0,310 ***	0,084	1,363	1,156	1,607
Pobreza					
No pobre	-0,890 ***	0,022	0,411	0,393	0,429
Pobre coyuntural	-0,359 ***	0,022	0,699	0,669	0,729
Pobre estructural	-0,595 ***	0,021	0,551	0,529	0,575
Condición de migración					
Nativo	0,127 ***	0,026	1,136	1,078	1,196
Lugar de residencia					
Urbano	-0,185 ***	0,019	0,831	0,800	0,863
Rural agrupado	0,076 ***	0,027	1,079	1,023	1,138
Provincia de residencia					
Catamarca	0,460 ***	0,027	1,584	1,501	1,670
Jujuy	0,680 ***	0,023	1,974	1,886	2,065
La Rioja	0,429 ***	0,030	1,535	1,449	1,626
Salta	0,652 ***	0,020	1,920	1,848	1,995
Santiago del Estero	0,206 ***	0,021	1,229	1,180	1,281
Interacción Provincia -Condición étnica					
Catamarca – Aborigen	-0,169	0,159	0,844	0,618	1,154
Jujuy – Aborigen	0,142	0,096	1,152	0,954	1,391
La Rioja – Aborigen	-0,615 ***	0,204	0,541	0,362	0,806
Salta – Aborigen	0,243 ***	0,092	1,276	1,065	1,527
Santiago del Estero – Aborigen	-0,090	0,138	0,914	0,698	1,197
Ordenada	-6,319 ***	0,142			
Número de observaciones	436836				
Wald chi2(33)	17875,0				
Log pseudo-likelihood	-187716				
Pseudo R2	0,099				

Nota:

*** Significativamente distinto de cero al 1% - ** Significativamente distinto de cero al 5% - * Significativamente distinto de cero al 10% - Ningún signo: no puede rechazarse la hipótesis nula. EER: Son errores estándar robustos.

Tabla 6
Regresiones de Poisson – Mujeres 20–34 años

Variable dependiente: Hijos fallecidos

Variables/Categorías	Coef.	EER	Tasas de incidencia		
			Media	LI	LS
Posición en el hogar					
Jefe	0,017	0,046	1,017	0,930	1,112
Edad	0,145	0,045	1,156	1,059	1,262
Edad al cuadrado	-0,001 *	0,001	0,999	0,997	1,000
Educación de las madres					
1-3	0,036	0,068	1,037	0,907	1,186
4-6	-0,005	0,060	0,995	0,885	1,118
7-11	-0,426 ***	0,056	0,653	0,585	0,729
12 y más	-1,157 ***	0,074	0,315	0,272	0,364
Educación de pareja					
1-3	0,028	0,066	1,028	0,903	1,171
4-6	-0,031	0,065	0,970	0,854	1,100
7-11	-0,200 ***	0,061	0,818	0,726	0,923
12 y más	-0,154 ***	0,040	0,857	0,792	0,928
Condición de actividad madre					
Ocupada	0,003	0,034	1,003	0,939	1,073
Desempleada	-0,013	0,034	0,987	0,924	1,055
Condición de actividad de pareja					
Ocupado/a	0,182 ***	0,041	1,200	1,107	1,300
Desempleado/a	0,015	0,048	1,015	0,924	1,115
Cobertura en salud					
Tiene	-0,154 ***	0,030	0,857	0,808	0,910
Condición étnica					
Hogar con aborígen	0,233	0,152	1,262	0,936	1,701
Pobreza					
No pobre	-0,910 ***	0,046	0,403	0,368	0,440
Pobre coyuntural	-0,342 ***	0,044	0,710	0,652	0,773
Pobre estructural	-0,622 ***	0,037	0,537	0,499	0,577
Condición de migración					
Nativo	0,150 ***	0,038	1,162	1,077	1,253
Lugar de residencia					
Urbano	-0,213 ***	0,033	0,808	0,757	0,863
Rural agrupado	0,001	0,047	1,001	0,912	1,099
Provincia de residencia					
Catamarca	0,510 ***	0,047	1,666	1,521	1,825
Jujuy	0,634 ***	0,042	1,884	1,734	2,048
La Rioja	0,387 ***	0,051	1,473	1,332	1,629
Salta	0,648 ***	0,035	1,911	1,784	2,047
Santiago del Estero	0,173 ***	0,036	1,189	1,107	1,276
Interacción Aborígen - Provincia					
Catamarca - Aborígen	-0,176	0,279	0,838	0,485	1,449
Jujuy – Aborígen	0,250	0,175	1,285	0,911	1,812
La Rioja – Aborígen	-0,425	0,334	0,654	0,339	1,259
Salta – Aborígen	0,329 **	0,163	1,390	1,009	1,913
Santiago del Estero - Aborígen	0,034	0,252	1,034	0,631	1,694
Ordenada	-6,149 ***	0,614			
Número de observaciones	193306				
Wald chi2(33)	4794,1				
Log pseudo-likelihood	-63581,0				
Pseudo R2	0,075				

Nota:

*** Significativamente distinto de cero al 1% - ** Significativamente distinto de cero al 5% - * Significativamente distinto de cero al 10% - Ningún signo: no puede rechazarse la hipótesis nula. EER: Son errores estándar robustos.

Referencias

- Bhem Rosas, H. (1990): "Los determinantes de la sobrevivencia en la infancia". En Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE): *Factores sociales de riesgo de muerte en la infancia*, CELADE, Santiago: 11-30.
- Bhem, H. y Soto, A. (1990): "Costa Rica: El descenso reciente de la mortalidad en la infancia por grupos socioeconómicos". En Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE): *Factores sociales de riesgo de muerte en la infancia*, CELADE, Santiago: 41-60.
- Blinder, A. (1973): "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates". *Journal of Human Resources*, 8 (4): 436-455.
- Brass, W. (1975): *Methods for Estimating fertility and Mortality from Limited and Defective Data*. Carolina Population Center, Laboratories for Population Statistics, North Carolina, Chapel Hill.
- Caldwell, J.; Reddy, P.; y Caldwell, P. (1983): "The social component of mortality decline: An investigation in South India employing alternative methodologies", *Population Studies*, 37 (2): 185-205.
- Cid, J. C. (1994): *Estimaciones indirectas de la mortalidad en la niñez en la provincia de Salta*. Dirección de Estadísticas de Salta, mimeo.
- Cid, J. C. y Paz, J. (2004): "Pobreza, educación y discriminación. Los aborígenes en Salta (Argentina)", *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*, Buenos Aires.
- Comisión Económica para América Latina (CEPAL, 1995): *Población, equidad y transformación productiva*. LC/G. 1758 Rev.2 P., Santiago.
- De Ferranti, D.; Perry, G.; Ferreira, F. y Walton, M. (2004): *Inequality in Latin America. Breaking with History?* World Bank Latin America Studies, The World Bank, Washington, D. C.
- Economic Commission for Latin America and Caribbean (ECLAC, 2003): *Social Panorama of Latin America 2002-2003*. United Nation Publications LC/G. 2183-P, Santiago.
- Fizben, A.; Giovagnoli, P. y Adúriz, I. (2002): *La crisis argentina y su impacto sobre el bienestar de los hogares*. Banco Mundial, Documento de trabajo N° 1/02, Buenos Aires.
- Guzmán, J. M. (1990a): "Metodología". En Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE): *Factores sociales de riesgo de muerte en la infancia*, CELADE, Santiago: 31-39.
- Guzmán, J. M. (1990b): "Honduras: diferenciales socioeconómicos en las tendencias de la mortalidad en la niñez, 1974-1983". En Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE): *Factores sociales de riesgo de muerte en la infancia*, CELADE, Santiago: 61-88.
- Hill, K. (2003): "Frameworks for studying the determinants of child survival". *Bulletin of the World Health Organization*, 81 (2): 138-139.
- Hobcraft, J.; McDonald, J. y Rutstein, S. (1984): "Socio-Economic Factors in Infant and Child Mortality: A Cross-National Comparison", *Population Studies*, 38 (2): 193-223.
- Jain, A. (1985): "Determinants of regional variations in infant mortality in Rural India", *Population Studies*, 39 (3): 407-424.
- Kakwani, N.; Wagstaff, A. y van Doorslaer, E. (1997): "Socioeconomic inequalities in health: measurement, computation and statistical inference". *Journal of Econometrics*, 77: 87-104.
- Ministerio de Salud y Ambiente de la Nación (MSyA, 2004a): *Estadísticas Vitales. Información Básica – 2003*. Serie 5, N° 47. Dirección de Estadística e Información de Salud; Programa Nacional de Estadísticas de Salud, Buenos Aires.

- Ministerio de Salud y Ambiente de la Nación (MSyA, 2004b): *Defunciones de menores de menores de 5 años. Indicadores seleccionados, Argentina 2002*. Boletín N° 106. Dirección de Estadística e Información de Salud; Programa Nacional de Estadísticas de Salud, Buenos Aires.
- Ministerio de Salud y Ambiente de la Nación (MSyA, 2003): *Estadísticas Vitales. Información Básica – 2002*. Serie 5, N° 46. Dirección de Estadística e Información de Salud; Programa Nacional de Estadísticas de Salud, Buenos Aires.
- Ministerio de Salud y Ambiente de la Nación (MSyA, 2001): *Estadísticas Vitales. Información Básica – 2000*. Serie 5, N° 44. Dirección de Estadística e Información de Salud; Programa Nacional de Estadísticas de Salud, Buenos Aires.
- Mosley, S. y Chen (1984): "An analytic framework for the study of child survival in developing countries". *Population and Development Review*, 10: 25-45.
- Naciones Unidas (2003), *World Population Prospects. The 2002 Revision*. Volumen I, ST/ESA/SER.A/198, New York.
- Oaxaca, R. (1973): "Male Female Wage Differentials in Urban Labor Market". *International Economic Review*, 14 (3): 693-709.
- Organización Panamericana de la Salud (OPS, 1994): *Las condiciones de salud en las Américas. Edición de 1994, Volumen 1*. OPS – Oficina Sanitaria Panamericana, Publicación Científica N° 549, Washington D. C.
- Organización Panamericana de la Salud (OPS, 1998): *Las condiciones de salud en las Américas. Edición de 1998, Volumen 1*. OPS – Oficina Sanitaria Panamericana.
- Palloni, A. (1989): "El estudio de la mortalidad en la niñez en países subdesarrollados: teorías, marcos analíticos e inferencia causal". En Lattes, A. (Editor): *Salud, enfermedad y muerte de los niños en América Latina*, CLACSO-IDRC, Buenos Aires: 381-403.
- Paz, J. (1995): *La mortalidad infantil en la provincia de Salta. Evolución, situación y perspectivas*. Tesis presentada como requisito parcial para obtener el grado de Magister en Demografía Social, Departamento de Ciencias Sociales, Universidad Nacional de Luján, Luján.
- Paz, J. (1998a): *Tres ensayos sobre el descenso de la mortalidad*. Castañares (Cuadernos del I. I. E.), VI (10), Salta.
- Paz, J. (1998b): "La mortalidad en los primeros años de vida en la Argentina (progresos y determinantes)". *Anales III Jornadas Argentinas de Estudios de la Población*, H. Senado de la Nación, Secretaría Parlamentaria, Dirección Publicaciones, Buenos Aires: 479-500.
- Paz, J.; Guzmán, J. M.; Rodríguez, J. y Martínez, J. (2004): *América Latina y el Caribe: dinámica demográfica y políticas para aliviar la pobreza*. Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE), Serie E, N° 53, Santiago.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD, 1996): *Informe sobre Desarrollo Humano 1996*, Ediciones Mundi-Prensa, Madrid.
- Ranis, G.; Stewart, F. y Ramírez, A. (2000): "Economic growth and Human Development." *World Development*, Vol. 28, N° 2: 197-219.
- Sen, A. (1998): "Mortality as an indicator of economic success and failure". *Economic Journal*, 108: 1-25.
- Schkolnik, S. (1990): "Paraguay: Diferencias socioeconómicas de la mortalidad en la niñez. Área urbana, 1972-1982". En Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE): *Factores sociales de riesgo de muerte en la infancia*, CELADE, Santiago: 89-111.
- Shultz, Th. (1985): *Household economic and community variables as determinants of mortality*. International Population Conference, IUSSP, Florence.

- Trussell, J. (1975): "A re-estimation of the multiplying factors for the Brass technique for determining childhood survivorship rates", *Population Studies*, XXIX (1): 97-108.
- Trussell, J. y Preston, S. (1982): "Estimating the covariates of childhood mortality from retrospective reports of mothers", *Health Policy and Education*, (3): 1-36.
- United Nations (UN, 1983): *Manual X. Indirect techniques for demographic estimation*. Department of International Economic and Social Affairs, Population Studies N° 81, New York.
- United Nations (UN, 1990): *Step-by step guide to estimation of child mortality*. United Nations, New York.
- Wagstaff, A. (2000): "Socioeconomic inequalities in child mortality: comparisons across nine developing countries". *Bulletin of the World Health Organization*, 78 (1): 19-29.